

# 韓国ウォンレートの連動性と決定要因

木口 武博

## 目 次

1. はじめに
2. 韓国の通貨制度の変化
3. 実証モデル
  - 3.1 連動性の推計式
  - 3.2 実質金利格差モデルの理論モデル
  - 3.3 実質金利格差モデルの代替的なモデル
4. 推計結果
  - 4.1 連動性の推計結果
  - 4.2 実証金利格差モデルの推計結果
  - 4.3 代替的なモデルの推計結果
  - 4.4 構造変化テスト
5. おわりに：今後の韓国の通貨制度

## 1. はじめに

為替レート制度を、ペッグ制、中間ペッグ制、完全変動相場制（free float）の3つに分け、IMFの分類を用いると、1992年から2002年までの10年間で、エマージング・マーケット経済国（新興市場経済国）では、変動性のより高い制度へと移行している傾向がある。完全な変動為替相場制を採用している国の割合は1990年代初頭では実質的にゼロであったが、2002年時点では、40%近くにまで増加している。全体的に見れば、この10年を通じて、延べ28ヶ国で制度の変更があり、そのうちの20カ国がより変動性の高い制度への変更であった<sup>(1)</sup>。そして、このような制度変更は、アジア、南アメリカなど全世界で広く起きている。また、変動性の高い制度への移行は、自発的に行われたものと、通貨危機が誘発（crisis-driven）したものに分けられる。

そこで本稿では、通貨危機が制度変更を誘発した韓国に焦点を当て、制度の変更の後に

(すなわち、通貨危機の後に)、韓国ウォンレートの特徴に変化が起きたかを調べることを目的とする。具体的には、以下の2点を考察する。

- (1) 韓国ウォンの特徴を、通貨危機前と後の2期に分け、それぞれの期間において、韓国ウォンがドルや円といった先進主要国通貨と、どれだけ連動しているかを実証的に明らかにする。
- (2) 韓国ウォンの水準を決定する要因は何か、通貨危機の前後でその要因に変化はあるかを分析する。

本論文の構成は以下の通りである。まず2節で、韓国の通貨制度の近年における変化を概観する。続く第3節において、実証分析に用いるモデルを紹介する。そして第4節で、実証分析の結果を示し、第5節で、結論と共に今後の課題をまとめることにする。

## 2. 韓国の通貨制度の変化

通貨危機以前の東アジア諸国では、自国通貨をドルに事実上ペッグさせていた国が大半であり、このような通貨制度を採用していたことが、通貨危機を引き起こす要因となった。

各国がドルにどれだけウエイトをおいていたかは未公開ではあるが、Frankel and Wei (1994) によれば、韓国も米ドルに大きくウエイトをおいて決定されていたことが示されている。

そして韓国ウォンは、アセアン諸国から3、4ヶ月遅れる形で通貨危機を迎え、その影響でウォンレートは大幅な下落を経験した。通貨投機に対して、韓国政府は、1997年11月20日に韓国ウォンの対ドル変動幅を±2.25%から±10%へと拡大し、12月3日にはIMFとの総額570億ドルに上る支援交渉の合意にこぎつけたが、ウォン売りの圧力は収まらず、12月12日には5日連続で変動幅下限までの下落を経験した。その結果、12月16日には対ドル変動幅を撤廃し、完全変動相場制へ移行することとなった。

ここで、月次為替レートを利用して、実際に、韓国ウォンの対ドルレートの変動性について概観してみる。図1は韓国ウォンの変化率を示しており、比較のため、図2に日本円の対ドルレートの変化率を掲げた。

当然のことながら、通貨危機以前を見ると、変動相場制を採用している日本よりも、韓国ウォンの対米ドル相場は安定的に推移している。しかし、通貨危機直後に一時的に乱高下を経験した後も、依然として、比較的安定した傾向が続いている。こうした傾向から考えると、

図1 韓国ウォンの変化率

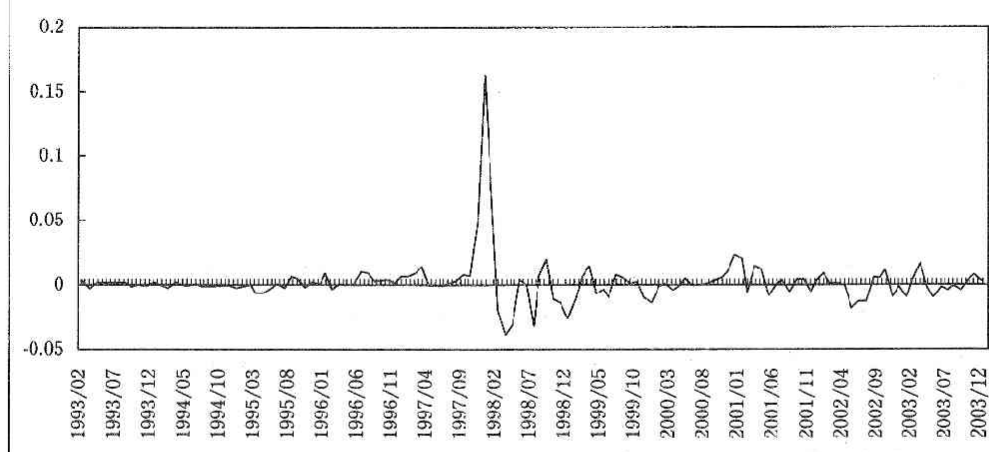
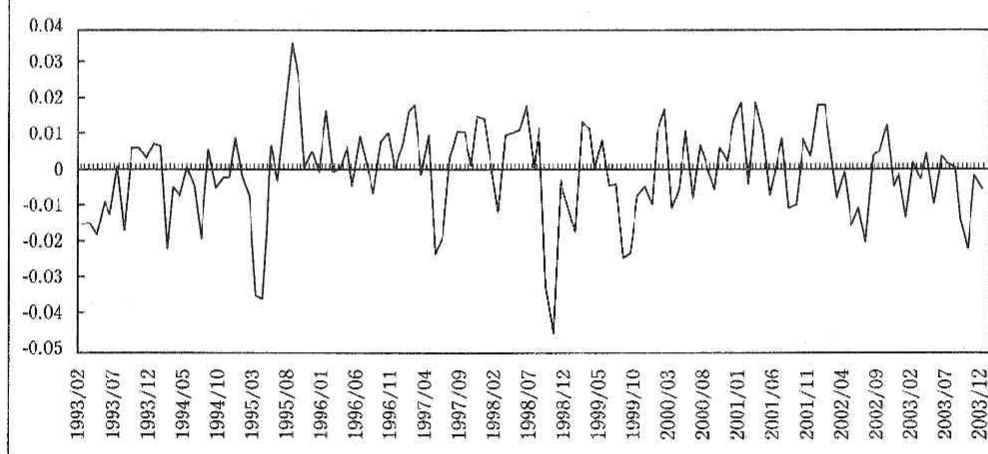


図2 日本円の変化率



韓国ウォンは、変動相場制に移行した後も実質的にドルに連動しているのではないか、と思われる。

### 3. 実証モデル

推定期間を、通貨危機前の①1993年1月から1997年11月までと、通貨危機後の②1997年12月から2003年12月までの2期に分け、以下の(1)式と(2)式を推計する。また、(2)式の代替的なモデルとして、(3)式、(4)式、(5)式の推計を行う。さらに、推定期間中に構

造変化があったかどうかを調べる目的から、CUSUMテストとCUSUMSQテストを行う。

### 3.1 連動性の推計式

まず、連動性の推計式は、以下の(1)式で表される。

$$(1) \quad \Delta KW_t = a_1 \Delta USD_t + a_2 \Delta JPY_t + u_t$$

ここで、 $KW$ は韓国ウォン、 $USD$ は米ドル、 $JPY$ は日本円、 $u$ は誤差項を意味しており、添え字の $t$ は観測時点を示している。 $\Delta$ は変化率(対数値の差)を表している。係数 $a_1$ 、 $a_2$ を比較することで、連動の度合いを明らかにする。ニューメレールとしてはSDRを用いる。

### 3.2 実質金利格差モデルの理論モデル

実質金利格差モデル(real-interest-differential model: RID model)は、以下の(2)式で表される。これはFrankel(1979)が構築したモデルで、短期的には価格は硬直的であるというケインジアン・モデルの仮定と、長期的には価格は伸縮的に変動するというシカゴ・モデルの仮定とを結び付けたものである。

$$(2) \quad s = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \alpha(i - i^*) + \beta(\pi - \pi^*) \quad \alpha < 0, \beta > 0$$

ここで、 $s$ は外国通貨1単位当たりの本国通貨で測定された直物為替レートの対数値、 $m$ は国内のマネー・サプライの対数値、 $y$ は国内の実質GDPの対数値、 $i$ は国内の短期名目利子率、 $\pi$ は国内の長期期待インフレ率、 $*$ は外国の値を意味している。(2)式から明らかなように、実質金利格差モデルでは4つの説明変数(マネー・サプライ格差、実質GDP格差、名目利子率格差、期待インフレ率格差)があるので、各係数の有意性を調べることで、貨幣要因、実物要因、金利要因、物価要因といったマクロ変数が、両国の為替レートに与える影響の違いを調べることができる。

### 3.3 実質金利格差モデルの代替的なモデル

(2)式に課せられた仮定を変更することで、いくつかの異なったモデルを導くことも可能である。ここでは、(2)式の代替的なモデルとして、伸縮価格マネタリー・モデルと、硬直価格マネタリー・モデル(ドーンブッシュ・モデル)の2つを紹介する。

#### A. 伸縮価格マネタリー・モデル

(2)式において、名目利子率格差にかかる $\alpha$ が負と仮定されているのは、上で述べた通り

短期的には価格の硬直性が仮定されているからである。価格が硬直的であるという条件の下では、名目利子率が変化したとすれば、それは緊縮的な金融政策の影響を反映している。自国の名目利子率  $i$  が外国の名目利子率  $i^*$  よりも高くなっているならば ( $i > i^*$ )、それは自国のマネー・サプライが減少したからである。マネー・サプライの減少はLM曲線を左上方へとシフトさせ、その結果、均衡利子率は上昇する。外国よりも自国の利子率が高くなると、資本の流入を引き起こし、本国通貨はすぐに増価する。これにより、本国通貨建ての為替レート  $s$  は減少することになる。このように、名目利子率と為替レートとの間に負の相関が導出されることになるのである。

これとは逆に、価格の伸縮性を仮定すれば、名目利子率と為替レートとの間に正の相関が導かれる。すなわち、 $\alpha$  は正となる。なぜならば、名目利子率  $i$  と実質利子率  $r$ 、期待インフレ率  $\pi^e$  との間には  $i = r + \pi^e$  という関係（フィッシャー方程式）が成立しているからである。ゆえに、自国の名目利子率  $i$  が外国の名目利子率  $i^*$  より高ければ ( $i > i^*$ )、自国の期待インフレ率  $\pi^e$  が外国のそれ  $\pi^{e*}$  を上回ることになる ( $\pi^e > \pi^{e*}$ )。そうすると、本国通貨の価値はインフレを通じて減少してしまい、結果として本国通貨の需要よりも外国通貨の需要が大きくなるため、本国通貨が減価することになる。これにより、本国通貨建ての為替レートは上昇する。これは以下の (3) 式で表される。

$$(3) \quad s = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \alpha(i - i^*) \quad \alpha > 0$$

国内金利の上昇は本国通貨の需要を低くし、その結果、為替レートの変価という事態が生じることになる。(2)式の観点からすれば、名目金利の格差にかかる係数  $\alpha$  は、負ではなく正であると仮定されているのである。

さらに、金利格差 ( $i - i^*$ ) は相対的な期待インフレ率 ( $\pi - \pi^*$ ) を表していると見なされる。なぜならば、国際投資の流れが実質金利を等しくするからである。ゆえに、(3)式の金利格差 ( $i - i^*$ ) の項を期待インフレ率の格差 ( $\pi - \pi^*$ ) に置き換えると、次式が成立する。

$$(4) \quad s = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \beta(\pi - \pi^*) \quad \beta > 0$$

この (4) 式は、為替レートは貨幣の需要と供給によって決定されるということを意味している。本国貨幣供給の増加は比例的な為替レートの変価を引き起こす。また、本国所得の増加、あるいは期待インフレ率の低下は本国通貨の貨幣需要の増加を招き、為替レートの変価を引き起こす。

(2) 式の観点からすれば、 $\alpha$  はゼロ、 $\beta$  は正と仮定されているのである。

## B. 硬直価格マネタリー・モデル（ドーンブッシュ・モデル）

購買力平価は長期には当てはまるが、短期的には大きな乖離が存在する。各種の契約や不完全情報、消費者の惰性的な習慣などの存在によって、価格は瞬時に変化するのではなくて、時間が経つにつれて次第に調整されていくのである。この硬直価格マネタリー・モデルの代表的なものとして、Dornbusch (1976) が具体化したモデルが挙げられる。

ドーンブッシュ・モデルの中核は、長期に渡って連続的なインフレは起こらないというもの（価格の硬直性）であるので、ここでは  $(\pi - \pi^*)$  が常にゼロという、特別な場合を扱う。つまり、検証可能な (2) 式において  $\beta = 0$  であり、次式で表される。

$$(5) \quad s = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \alpha(i - i^*) \quad \alpha < 0$$

以上見てきたようなマネタリー・モデルの様々な代替的なモデルは、(2) 式に基づき表1のように要約される。

表1 モデルの分類

Real Interest Differential Model : (2) 式	$\alpha < 0$	$\beta > 0$
Chicago Model I : (3) 式	$\alpha > 0$	$\beta = 0$
Chicago Model II : (4) 式	$\alpha = 0$	$\beta > 0$
Dornbusch Model : (5) 式	$\alpha < 0$	$\beta = 0$

なお、連動性の推計、実質金利格差モデルの推計、および代替的なモデルの推計に使用するデータは、全てIMFの *International Financial Statistics* の月次データを用いる。データの詳細は注に記してある<sup>(2)</sup>。観測できない期待インフレ率の代理変数としては、1期前の消費者物価指数の変化率を今期の期待インフレ率に置き換えて使用する。

## 4. 推計結果

### 4.1 連動性の推計結果

(1) 式を最小2乗法を用いて推計を行った結果、表2のような結果が得られた。

まず両期間とも、自由度修正済みの決定係数が非常に低くなっている。よって、この推計式を用いること自体が疑問視されるが、F検定の結果を見ると、1993年1月～1997年11月では有意水準1%で、1997年12月～2003年12月では有意水準10%で、全ての説明変数が無意味であるという帰無仮説が棄却されるので、モデル全体の妥当性はあると言える。次に各係

表2 韓国ウォンの米ドル、日本円との連動性

	米ドル	日本円	adj - R <sup>2</sup>	F 値	D.W 比
1993年1月～1997年11月	0.922947 3.30122 [.002]	0.400353 2.51236 [.015]	0.167952	7.98978 [0.006]	0.665432
1997年12月～2003年12月	0.894559 1.64226 [.105]	0.397115 1.41736 [.161]	0.033465	3.47324 [0.067]	1.84171

注) ( ) 内はt値、[ ] 内はp値を表す。

数について見てみると、危機以前では、米ドル、日本円の係数の推定値はともに有意であった。危機以降では、p値の値は引き続き米ドルの方が日本円より高く、韓国ウォンが、日本円よりも米ドルと安定した関係にあったと推察されるものの、係数の推定値は有意でなくなっている。これまで、通貨危機以後に韓国ウォンは日本円と連動性を強めてきたことがたびたび指摘されてきたが、その連動性は危機以降も強まっておらず、総合的に判断すると、米ドルとも日本円とも関係は見られなくなったように思われる。通貨危機後に、両変数とも統計的な有意性が低くなった背景としては、変動相場制に移行したことに加え、韓国銀行が1998年より金融政策のフレームワークとしてインフレーションターゲットを採用し、為替レートを名目アンカーとして意識する必要性を低下させ、より柔軟な為替レートの変動が許容される環境が醸成されたことなどが考えられる。

#### 4.2 実質金利格差モデルの推計結果

さらに、(2) 式を最小2乗法を用いて推計を行ったが、韓国、日本の両国ともダービン・ワトソン比が低く、誤差項に正の相関が発生していた<sup>(3)</sup>。そこで、最尤法を用いて再び推計を行った。結果の詳細は表3に示されている<sup>(4)</sup>。なお、各説明変数の左側の欄が、通貨危機前（1993年1月から1997年11月まで）の値を表し、右側の欄が、通貨危機後（1997年12月から2003年12月まで）の値を表している。

まず、自由度修正済みの決定係数を見ると、2期間ともに高く、特に通貨危機後に、モデルのフィットは良好になっていることがわかる。次に、p値を用いて各係数の有意性を見ると、危機以前では、定数項を除く全ての変数が5%水準でも有意とはならなかったが、危機後には、名目金利格差の係数が1%水準で有意になっており、期待インフレ率格差の項もその有意性を高めている。したがって、この期間は、韓国ウォンレートの決定要因として、金利要因が強く働いていたことが読み取れる。

また、日本については、通貨危機前では、実質GDP格差の項が5%水準で有意、危機後はその有意性がやや低くなっているが、韓国とは異なり、円レートの決定に関しては実質GDP

表3 実質金利格差モデルの推計結果

〈韓国〉

説明変数	C		MD		YD		ID		PD	
推定値	6.82473	6.52634	-0.0347	0.125153	-0.1939	0.028858	0.168174	1.45615	0.185007	0.831402
標準誤差	0.226847	0.278472	0.052323	0.075264	0.118678	0.125607	0.205727	0.328577	0.379397	0.461672
t 値	30.0852	23.4363	-0.66327	1.66285	-1.6338	0.229752	0.81746	4.43168	0.487633	1.80085
P 値	[.000]	[.000]	[.507]	[.096]	[.102]	[.818]	[.414]	[.000]	[.626]	[.072]
adj-R <sup>2</sup>	0.818815	0.889879	D・W比		1.03862	1.53433	自己相関係数		0.992914	0.883463

〈日本〉

説明変数	C		MD		YD		ID		PD	
推定値	3.99965	5.66938	0.171294	-0.17341	-0.66458	-0.46651	0.423564	0.969283	0.788058	-0.37536
標準誤差	0.868749	0.851978	0.164645	0.151354	0.310946	0.250057	2.24714	1.51663	0.678206	0.661573
t 値	4.60392	6.65437	1.04038	-1.14572	-2.13727	-1.86562	0.18849	0.639105	1.16197	-0.56738
P 値	[.000]	[.000]	[.298]	[.252]	[.033]	[.062]	[.850]	[.523]	[.245]	[.570]
adj-R <sup>2</sup>	0.86762	0.863076	D・W比		1.29386	1.15799	自己相関係数		0.969254	0.946198

という実物要因が強く働いていることがわかる。

#### 4.3 代替的なモデルの推計結果

つぎに、(3) 式、(4) 式、(5) 式についても最小2乗法を用いて推計を行った。(3) 式と(5) 式は説明変数の構成は同じなので(名目金利格差の項の符号が異なるだけなので)、推計を2度に分けて行うわけではなく、推計結果の符号から、どちらのモデルかを判断する。その結果、これらのモデルでも誤差項に自己相関が発生していたため、最尤法により、自己相関の除去を行った。韓国の通貨危機前の推計結果は、以下の(6) 式と(7) 式で示される。

##### ① 1993年1月～1997年11月

$$\begin{aligned}
 (6) \quad s = & 6.81606 - 0.031671(m - m^*) - 0.192297(y - y^*) + 0.167494(i - i^*) \\
 & (30.2074) \quad (-0.608091) \quad (-1.61716) \quad (0.812243) \\
 & \quad [0.00] \quad [0.543] \quad [0.106] \quad [0.417] \\
 R^2 = & 0.825014 \quad D.W = 1.04619 \quad \rho = 0.992702
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (7) \quad s = & 6.87174 - 0.041321(m - m^*) - 0.203213(y - y^*) + 0.182599(\pi - \pi^*) \\
 & (30.8905) \quad (-0.795532) \quad (-1.71161) \quad (0.478894) \\
 & \quad [0.00] \quad [0.426] \quad [0.087] \quad [0.632] \\
 R^2 = & 0.813341 \quad D.W = 1.01014 \quad \rho = 0.993272
 \end{aligned}$$



パラメータの有意性を見ると、名目金利格差を用いたとしても、期待インフレ率格差を用いたとしても、どちらの係数も有意ではなく、決定係数も同水準である。したがって、先に挙げた代替的なモデルが、実質金利格差モデルよりも、モデルとして特に優れている、という結果は得られない。

韓国通貨危機後の推計結果は、以下の(8)式と(9)式で表される。

## ② 1997年12月～2003年12月

$$(8) \quad s = 6.59047 - 0.108088 (m - m^*) - 0.042425 (y - y^*) + 1.48636 (i - i^*)$$

(23.3010)	(1.41417)	(0.333369)	(4.46126)
[0.00]	[0.157]	[0.739]	[0.000]
$\bar{R}^2 = 0.886255$	$D.W = 1.42979$	$\rho = 0.881119$	

$$(9) \quad s = 6.70558 + 0.118484 (m - m^*) - 0.154889 (y - y^*) + 0.890110 (\pi - \pi^*)$$

(21.0391)	(1.35445)	(-0.973903)	(1.75715)
[0.00]	[0.176]	[0.330]	[0.079]
$\bar{R}^2 = 0.827580$	$D.W = 1.14820$	$\rho = 0.934088$	

(8)式から、名目利子率格差の項が1%水準で有意となっており、符号は正で、Chicago Model I から期待される符号条件に当てはまる。

また(9)式を見ると、10%水準と有意性はやや小さいものの、期待インフレ率格差の項が有意と判断される。符号も正であり、これはChicago Model II に当てはまる。

先の実質金利格差モデルの推計結果では、符号条件が満たされていなかった点を考慮すると、通貨危機後の韓国ウォンレートの決定式としては、Chicago Model I が最も妥当であると思われる。

日本の場合は、代替的なモデルにあるように説明変数を変化させたとしても、実質金利格差モデルの結果と同じように、実質GDP格差の項が有意であるだけで<sup>(5)</sup>、名目金利格差や期待インフレ率が有意であるという結果は得られなかった。

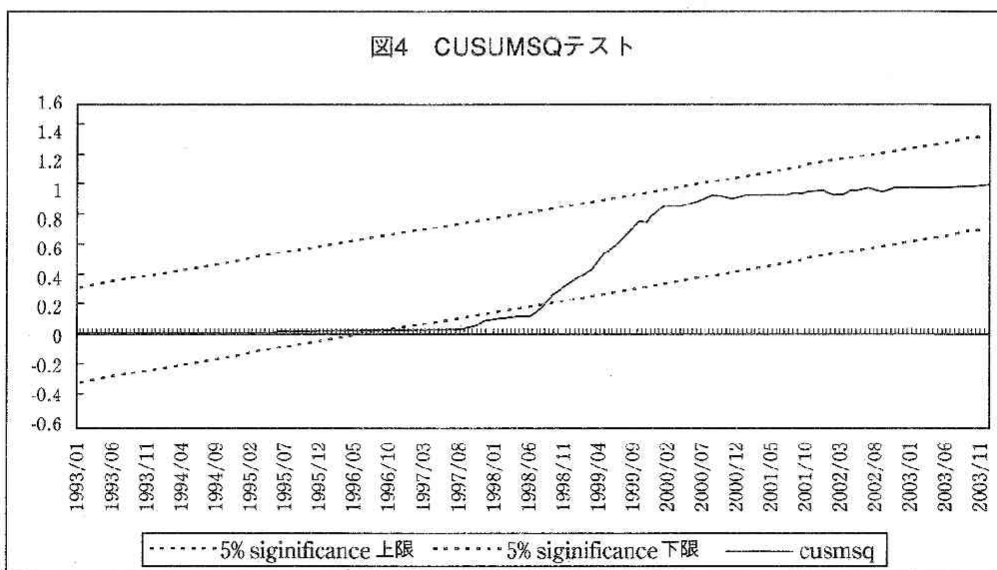
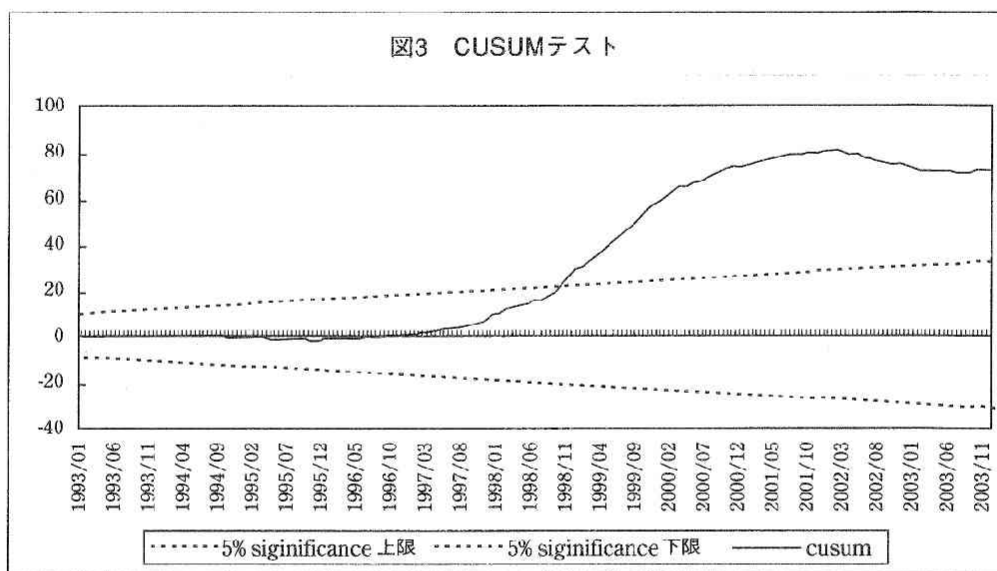
## 4.4 構造変化テスト

実質金利格差モデルに基づく構造変化テストの結果は、図3、4のとおりである。破線は、5%水準で有意か否かを評価するために用いるもので、推計値がこの破線の範囲内であれば係数は安定しており、構造変化は生じてないと判断できる。図3にCUSUMテストの結果が、図4にCUSUMSQテストの結果が示されている。

CUSUM統計量は、残差の標準誤差で標準化した逐次残差の部分和である。残差が確率的

なら、CUSUM統計量はゼロに近いままである。すなわち、ゼロからのシステムティックな乖離は特定化の誤りを示している。

また、CUSUMSQ統計量は、全期間での標準化された逐次残差平方和で割った、標準化された逐次残差平方の部分和であり、最終期には1になる。



この結果を見ると、1997年から1998年の頃に大きな構造変化があったことが読み取れる。これは1997年の通貨危機だけでなく、1998年に採用された前述のインフレターゲティングも、金融政策や通貨制度に構造変化をもたらした一因になったことを示唆している<sup>(6)</sup>。

## 5. おわりに：韓国の今後の通貨制度

本稿では、韓国ウォンは通貨危機以降に、米ドル、日本円との連動性を弱めたことが明らかにされた。このことは、安定的な経済運営の観点からすれば、好ましいことであると考えられる。なぜなら、ウォンがドルという単一通貨とのみリンクしていたならば、以下のような問題点が挙げられるからである。例えば、ドルが増価した場合、ドルと連動している韓国ウォンは、日本円に対して割高になり、その結果、輸出産業の価格競争力が低下しまう。経済の輸出依存度が通貨危機後高くなっており、日本を主要市場としているほか、第3国では日本企業と競り合っている韓国にとっては、無視しがたいマイナスの影響が及ぶことになるのである。

また、近年、韓国は中国との間で経済的な結びつきを急速に強めている。したがって、韓国政府は今後、ドルだけではなく人民元に対する競争力について懸念するようになることが予想される。実際、2005年7月21日には、中国人民元は1ドル＝8.11元に2.1%切り上げられ、8月10日には、人民元の相場管理の参考にするとした通貨バスケットの構成通貨として、米ドル、ユーロ、日本円、韓国ウォンをはじめとする11通貨が発表された。

このように韓国ウォンと中国人民元が係わり合いを強める中で、韓国政府は、人民元の変動による影響を最小限に抑える政策を探ることが必要となってくることが予想される。

すなわち、今後の韓国にとっての最適な通貨制度として、ドル、円、人民元の主要3通貨にそれぞれ一定の割合で固定する通貨バスケット制への移行も、視野に入れなければならないかもしれない。韓国の今後の通貨政策運営は、近隣諸国の通貨政策の動向とも合わせ、注目に値する。

### 【注】

- (1) 例えばフィリピンでは、1997年にベッグ制から中間ベッグ制へと、2000年には完全変動相場制へと、この10年で2度制度の変更を経験している。
- (2) 韓国・日本ともに、貨幣供給量としては季節調整済みのM1を用いた。実質GDPは月次では利用できないため、代理変数として鉱工業生産を用いている。短期金利としては、韓国、日本ともに市場金利を使用した。本文にあるとおり、期待インフレ率については消費者物価指数を用いている。
- (3) 短期金利と消費者物価指数の変化率は、その値に1を加えたものの対数値をとって計算している。

小さい値  $x$  については  $\ln(1+x) \approx x$  となるからである。また、(2) 式のマネー・サプライ格差の係数には、1 という制約を課さずに推計を行った。(3) 式、(4) 式、(5) 式についても同様である。

- (4) 表の説明変数の  $C$  は定数項、 $MD$  がマネー・サプライ格差 ( $m - m^*$ )、 $YD$  が実質 GDP 格差 ( $y - y^*$ )、 $ID$  が短期金利格差 ( $i - i^*$ )、 $PD$  が期待インフレ率の格差 ( $\pi - \pi^*$ ) を意味している。
- (5) いずれの期間においても、5%水準で有意であった。
- (6) Chicago model I に基づく構造変化テストも行ったが、CUSUM テスト、CUSUMSQ テストともに、ほぼ同様の結果が得られた。

# 【参考文献】

- Dornbusch, Rudiger (1976) "Expectations and exchange rate dynamics." *Journal of Political Economy*, 84 (6), pp. 1161 - 76
- Frankel, J. A. (1993) *On Exchange Rates*, The MIT Press
- Frankel, J. A., and Shang-Jin Wei (1994) "Yen Bloc or Dollar Bloc: Exchange Rate Policies of the East Asian Economies" in Ito, T. and Kruger, A. O. eds., *Macroeconomics Linkage*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 295 - 329
- Giancarlo Gandolf (2002) *International Finance and Open - Economy Macroeconomics*, Springer
- International Monetary Fund (2004) *World Economic Outlook* (September) pp. 89 - 91
- McKinnon, R. I. (2000) "After the crisis, the East Asian Dollar Standard Resurrected: An Interpretation of High-Frequency Exchange Rate Pegging" mimeo, Stanford University
- 木口武博 (2004) 「為替レートの決定とマネタリー・アプローチ —理論と実証—」, 早稲田大学大学院商学研究科紀要題59号, pp. 165 - 178
- 高木康順・秋山裕・田中辰夫 (1997) 『応用計量経済学 I』多賀出版
- 福田慎一・計聡 (2001) 「通貨危機後の東アジアの通貨制度」日本銀行金融研究所、Discussion Paper, No. 2001 - J - 11